

BANCO DE ESPAÑA

INDICADORES DE CREDIBILIDAD
DE UN RÉGIMEN CAMBIARIO:
EL CASO DE LA PESETA EN EL SME

Juan Ayuso, María Pérez Jurado y Fernando Resloy

SERVICIO DE ESTUDIOS
Documento de Trabajo nº 9307

BANCO DE ESPAÑA

INDICADORES DE CREDIBILIDAD DE UN RÉGIMEN CAMBIARIO: EL CASO DE LA PESETA EN EL SME

Juan Ayuso, María Pérez Jurado y Fernando Restoy (*)

(*) Este trabajo se ha beneficiado de los comentarios de Philippe Bacchetta, José L. Escrivá, Javier Maycas, Ana Revenga, Javier Vallés y Juan L. Vega. Asimismo, queremos agradecer especialmente la labor como ayudante de investigación de Juan J. Pacheco.

SERVICIO DE ESTUDIOS
Documento de Trabajo n.º 9307

El Banco de España al publicar esta serie pretende facilitar la
difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor
conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones
representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente
coincide el Banco de España.

ISBN: 84-7793-216-6
Depósito legal: M-10106-1993
Imprenta del Banco de España

1.- INTRODUCCIÓN

El mecanismo cambiario del Sistema Monetario Europeo implica el mantenimiento de los tipos de cambio bilaterales entre las monedas participantes dentro de unos límites de fluctuación establecidos. Con esta limitación de los movimientos del tipo de cambio, los países miembros persiguen la consecución de un área de estabilidad cambiaria en una zona con un elevado grado de integración económica. Asimismo, buena parte de estos países ha buscado con su incorporación al Sistema elevar el grado de credibilidad de sus políticas antiinflacionistas, mediante la absorción de la credibilidad alcanzada por los países con mayor estabilidad de precios.

Así, este efecto absorción, tal como se establece en Giavazzi y Pagano (1988), puede facilitar procesos desinflacionistas que serían imposibles sin ayuda de este mecanismo o bien tendrían un coste mucho más elevado. Sin embargo, en la práctica no se han obtenido resultados muy positivos en cuanto a la existencia de este efecto del SME sobre la credibilidad antiinflacionista. Weber (1992a) llega a la conclusión, analizando los casos de los 7 países que pertenecen al SME desde 1979, de que solo ha tenido lugar en los países pequeños, y en Weber (1991) se demuestra que esto es consecuencia de que solo dichos países han mantenido un compromiso cambiario respecto al marco alemán de forma creíble.

Por otra parte, como se ha puesto de manifiesto en la "tormenta monetaria" del otoño de 1992, la sostenibilidad de un acuerdo cambiario y, por tanto, la consecución de los fines buscados con la pertenencia al mismo están supeditadas al grado de confianza que los agentes otorguen a su firme mantenimiento. En este sentido, resulta de considerable importancia obtener algún tipo de indicador del grado de credibilidad que los agentes otorgan al compromiso cambiario adquirido y, en la medida de lo posible, intentar averiguar los factores que determinan que esta sea mayor o menor.

El concepto de credibilidad que se va a estudiar en este trabajo se refiere a la confianza que los agentes otorgan al mantenimiento de un régimen cambiario, cuya existencia es condición necesaria para que se dé

el efecto comentado¹. Este tipo de análisis ha surgido a raíz de los resultados negativos del contraste empírico de los modelos tradicionales de target zones, cuya formulación original se encuentra en Krugman (1990), y que suponían credibilidad perfecta del compromiso cambiario (véase, por ejemplo, Flood, Rose y Mathieson, 1991, Bertola y Caballero, 1992, y Lindberg y Söderlind, 1991, donde se muestran los resultados de una batería de tests muy amplia para las distintas implicaciones de dichos modelos). Así, como se resalta en Bertola y Svensson (1990), el carácter restrictivo del supuesto mencionado hacía que las implicaciones de los modelos tradicionales entraran en contradicción con la realidad observada, lo que ha dado lugar a numerosos intentos de contraste de esta hipótesis y de cuantificación del riesgo de alteración del compromiso implícito en la zona cambiaria.

Para medir la confianza que los mercados otorgan, en un momento determinado, al mantenimiento de los límites de fluctuación del tipo de cambio, los índices de credibilidad más utilizados en esta literatura explotan la información sobre la evolución esperada del tipo de cambio bilateral entre dos monedas, contenida en los diferenciales de rentabilidad de activos homogéneos denominados en esas dos monedas. En un contexto de libre intercambio internacional de capitales, los diferenciales de tipos de interés de activos homogéneos emitidos en monedas distintas deben ser completamente explicados por la evaluación que los agentes realizan de la incertidumbre asociada al tipo de cambio bilateral entre ambas. Los distintos indicadores de credibilidad difieren, precisamente, en los supuestos que se realizan sobre las características de esta evaluación. Naturalmente, cuanto más restrictivos son los supuestos, mayor es el alcance de las predicciones realizadas y menor su robustez.

En particular, en los diferentes estudios sobre la evolución del SME se han empleado, con frecuencia, dos índices concretos. El primero

¹ No se considerará, por lo tanto, el problema de la medición de la credibilidad antiinflacionista de una política económica o la existencia de un efecto de absorción de la misma como consecuencia de la pertenencia al SME. En Weber (1992a) se dan numerosas referencias de estudios que tienen este objetivo y que evalúan la existencia del efecto reputación, bien de forma indirecta a través del "trade-off" entre producción e inflación, bien de forma directa, con la medición de definiciones concretas de credibilidad y reputación derivadas de la literatura de teoría de juegos aplicada a la política económica.

de ellos (IC1) (Svensson, 1991a, Giovannini, 1990) explota la información derivada de un requisito mínimo: la inexistencia de oportunidades de arbitraje entre distintas monedas. El segundo de los enfoques (IC2) -sugerido en Bertola y Svensson (1991) y cuyas primeras aplicaciones empíricas se encuentran en Rose y Svensson (1991), Svensson (1991b) y Lindberg, Svensson y Söderlind (1991)- intenta ir más allá del simple contraste de una condición suficiente de credibilidad mediante la evaluación explícita de las expectativas de realineamiento.

El primer objetivo de este trabajo es el de revisar estos dos métodos de evaluación de la credibilidad de las bandas de fluctuación de las monedas pertenecientes a un acuerdo cambiario, intentando analizar su poder informativo en el caso de las bandas de fluctuación de la peseta dentro del SME, en el período comprendido entre junio de 1989 y julio de 1992. Este período, que precedió a la salida de la libra inglesa y la lira italiana del Sistema y a la devaluación de la peseta, se caracterizó por una considerable estabilidad del tipo de cambio de la divisa española en posiciones muy lejanas a su límite máximo de depreciación. De esta manera, la muestra analizada constituye un banco de pruebas excelente para comparar el comportamiento de los indicadores de credibilidad más utilizados.

Como segundo objetivo, este trabajo analiza en qué medida el comportamiento de los indicadores de credibilidad del régimen efectivo de fluctuación de la peseta en el SME en ese período es explicado por noticias relativas a la evolución de los desequilibrios de la economía española. Es decir, se intenta obtener evidencia sobre la medida en que los mercados valoraban, en ese período, las variables fundamentales de la economía española a la hora de evaluar la credibilidad de su régimen cambiario.

La estructura del trabajo es la siguiente. En la sección 2, se revisa el enfoque basado en la inexistencia de posibilidades de arbitraje y se aplica al caso de la peseta. En la sección 3, se hace lo propio con el enfoque de devaluación esperada y se lleva a cabo una reinterpretación del índice IC2 que permite relacionar la credibilidad del régimen de fluctuación de la peseta con los fundamentos de su economía. En la sección 4, se presentan los resultados del ejercicio econométrico sugerido en la sección anterior. Finalmente, la sección 5 presenta las principales conclusiones del trabajo.

2.- EL ENFOQUE DE NO ARBITRAJE (IC1)

El primer indicador de credibilidad del que vamos a ocuparnos supone, simplemente, que no existen oportunidades de arbitraje entre distintas monedas. Es decir, ninguna estrategia de inversión factible puede proporcionar una rentabilidad positiva con riesgo cero. De este modo, si las bandas de fluctuación fueran perfectamente creíbles, no podría verificarse que el diferencial de tipos de interés a un plazo determinado fuera tal que existiera una diferencia no nula entre las rentabilidades de ambos activos convertidos a una moneda común, usando para dicha conversión todas las paridades compatibles con esas bandas de fluctuación. Este hecho establece unos límites para los diferenciales de tipos de interés, a distintos vencimientos, sobre los que se fundamenta el indicador de credibilidad.

Con objeto de realizar una exposición simple del método, centraremos la atención en el análisis de las bandas de fluctuación bilaterales entre dos monedas. Denominemos $i^1(\tau)$ y $i^2(\tau)$ a los tipos de interés asociados a dos activos homogéneos, emitido cada uno en una moneda distinta a un plazo de vencimiento τ . Del mismo modo, llamemos s al tipo de cambio bilateral² entre las monedas, expresado en unidades de la moneda 1 por unidades de la moneda 2, y denotemos por \bar{s} y \underline{s} , respectivamente, a los límites máximos de depreciación y apreciación vigentes. Entonces, si las bandas de fluctuación son perfectamente creíbles en el plazo τ , no será posible que la rentabilidad de la inversión en la moneda 1 (2), convertida a unidades de la moneda 2 (1), usando el tipo de cambio más desfavorable de esta moneda \bar{s} (\underline{s}), sea superior a la rentabilidad de la inversión en la moneda 2 (1).

Es decir, debe verificarse en cada momento y para cada plazo de vencimiento τ :

$$\frac{s(1 + i^1(\tau))}{\bar{s}} \leq (1 + i^2(\tau)) \leq \frac{s(1 + i^1(\tau))}{\underline{s}} \quad (1)$$

² En esta discusión, aunque no en los cálculos numéricos efectuados a continuación, no se consideran las diferencias entre los tipos de cambio y de interés comprador y vendedor. Para un tratamiento más preciso del método, véase, por ejemplo, Giovannini (1990).

En el caso de credibilidad perfecta de las bandas de fluctuación, la no verificación de esta desigualdad implicaría que los agentes podrían obtener, con certidumbre total, una rentabilidad positiva con una inversión nula. Así, si no se cumple la primera (segunda) parte de la desigualdad, los agentes podrán tomar prestada una cantidad en el activo denominado en la moneda 2 (1) e invertirla en el activo denominado en la moneda 1 (2), obteniendo, con probabilidad 1 y sin ningún coste, una rentabilidad positiva.

De este modo, realizando el supuesto de que los precios de los activos financieros son tales que impiden la existencia de oportunidades de arbitraje, la condición (1) sugiere, dado el nivel de los tipos de interés del país 2, un nivel máximo y un nivel mínimo del tipo de interés del activo denominado en la moneda del país 1, compatibles con la ausencia de oportunidades de arbitraje. Si el tipo de interés vulnera estos límites a un determinado plazo, se puede concluir que las bandas de fluctuación no son **perfectamente creíbles** a ese plazo. Así, para cada plazo se podrán obtener unas bandas de perfecta credibilidad de cada moneda en el Sistema. Otra posible explotación del enfoque IC1 consiste en utilizar los datos sobre tipo de cambio y de interés a distintos plazos para determinar el plazo τ para el cual se vulnera la desigualdad (1). Este plazo se ha denominado horizonte de credibilidad, y marca, en cada momento, el plazo mínimo para el cual hay certeza de que no existe perfecta credibilidad de las bandas de fluctuación. Este indicador ofrece, así, una síntesis de la información contenida en las bandas de credibilidad construidas para distintos vencimientos.

El enfoque IC1 ha sido aplicado al caso español por Rodríguez (1992) y Serrat (1992) entre otros³. Estos autores concluyen que la peseta no había vulnerado las condiciones suficientes de perfecta credibilidad de las bandas de fluctuación con el marco alemán⁴ para plazos

³ En general, este enfoque ha sido aplicado a monedas del SME (Giovannini 1990, Koen 1991) y de los países nórdicos (Svensson 1991a, Geadah, Saavalainen y Svensson 1992).

⁴ A lo largo de todo el trabajo, se va a tomar el marco alemán como la divisa frente a la cual se establecerán las mediciones de credibilidad, debido al papel que la misma desempeña en el seno del SME. En el gráfico 1 puede observarse la evolución del tipo de cambio nominal peseta/marco.

inferiores a un año durante el período estudiado⁵. En los gráficos 2a y 2b, se presentan sendas evaluaciones de la banda de credibilidad a un año y del horizonte de credibilidad para todo este período, confirmando el resultado señalado. Se observa, además, que, a partir de marzo de 1991, el horizonte de credibilidad no había bajado de los dos años y que en el período inmediatamente anterior al referéndum danés se había mantenido entre 3 y 4 años.

El enfoque IC1 resulta atractivo por el escaso número de supuestos que requiere, pero proporciona condiciones suficientes y no necesarias de falta de credibilidad. La única conclusión que se desprende de su lectura es la presencia, a un determinado plazo, de falta de unanimidad sobre la sostenibilidad de los límites vigentes de fluctuación del tipo de cambio. Así, la banda de credibilidad permite saber si a un determinado plazo la probabilidad asignada por el mercado a un realineamiento es no nula, en la medida en que el tipo de interés vulnere alguno de los límites de la banda. Sin embargo, no es posible interpretar la evolución de la distancia a los límites en términos de ganancias o pérdidas de credibilidad. Del mismo modo, el horizonte de credibilidad determina, exclusivamente, una cota superior del plazo al cual el mercado estima que existe una probabilidad no nula de que se produzca un cambio en las bandas de fluctuación vigentes, y no debe, en consecuencia, confundirse con el plazo al cual el mercado espera un realineamiento de las paridades centrales del sistema.

El contenido informativo de IC1 se amplía si la interpretación de los indicadores se realiza suponiendo que se verifica la teoría de la paridad descubierta de los tipos de interés. En este caso, los diferenciales de tipos de interés reflejan, simplemente, las expectativas de depreciación del tipo de cambio. Así, la distancia del tipo de interés al límite máximo (mínimo) de la banda de credibilidad indicaría la distancia esperada del tipo de cambio a su límite máximo de depreciación (apreciación), al final del plazo considerado. Del mismo modo, el horizonte de credibilidad

⁵ Serrat (1992) propone, además, un indicador multibanda que requiere la obtención, para cada plazo, de los límites superiores e inferiores de los tipos de interés, compatibles con la verificación de la condición (1), para cada uno de los tipos de cambio de la peseta con monedas del SME. El indicador utiliza entonces el mínimo de los límites superiores y el máximo de los inferiores.

señalaría el plazo al cual el mercado espera que el tipo de cambio vulnerará el límite máximo de apreciación o depreciación de las bandas vigentes. Así, con este supuesto adicional, el horizonte de credibilidad pasa a representar una cota superior del plazo al cual el mercado espera un realineamiento. Ahora bien: incluso suponiendo paridad descubierta, el indicador IC1 no permite evaluar ni la probabilidad, ni el tamaño, ni el momento esperado de los posibles realineamientos.

De la discusión anterior se desprende que una característica del enfoque IC1 es su tendencia a sobrestimar la credibilidad de los límites de fluctuación del tipo de cambio, en la medida en que el mercado considere factible el realineamiento de una moneda con anterioridad al agotamiento de su recorrido disponible, dadas las paridades vigentes. Esta limitación del enfoque tiene consecuencias severas sobre el análisis de la credibilidad de las bandas de fluctuación de una moneda que está sujeta a un régimen cambiario como el que poseía la peseta desde su ingreso en el SME en junio de 1989 hasta su devaluación en septiembre de 1992. En ese período, la peseta mantuvo, de forma estable, posiciones de apreciación respecto a su paridad central con el marco alemán, dentro de una banda ancha de fluctuación ($\pm 6\%$) que en ningún momento fue modificada. Sin embargo, a pesar de la elevada estabilidad de su tipo de cambio, los mercados, durante ese período, exigían a la peseta primas de rentabilidad sobre el marco, en todos los plazos, que oscilaron entre 3 y 7 puntos porcentuales en tasa anual. Estos datos parecen sugerir que la credibilidad del régimen de fluctuación de la peseta era inferior a la señalada por el horizonte de credibilidad representado en el gráfico 2. De hecho, no es fácil justificar que los mercados esperaran que la peseta agotara el amplio límite de depreciación permitido antes de sufrir un cambio en su paridad central, como consecuencia de un realineamiento más o menos general.

Así, este episodio parece poner de manifiesto que la condición suficiente de falta de credibilidad explotada en el enfoque IC1 puede distar mucho de ser necesaria, sugiriendo la conveniencia, al menos, de completar esta medición con otros indicadores algo más ambiciosos.

3.- EL ENFOQUE DE LA DEVALUACIÓN ESPERADA (IC2)

Como señalamos en la introducción, el segundo de los enfoques intenta ir más allá del simple contraste de una condición suficiente de credibilidad, mediante la evaluación explícita de las expectativas de realineamiento, de modo que se solventa, en buena medida, el problema de la falta de contenido informativo del enfoque anterior⁶. Naturalmente, esta ganancia de contenido informativo se obtiene a costa de incrementar el carácter restrictivo de los supuestos en que se apoya la construcción del indicador. Así, se requiere, en primer lugar, la no existencia de primas de riesgo por la inversión en activos denominados en moneda extranjera. De este supuesto, se sigue que los agentes exigen la misma rentabilidad media a sus inversiones, y, por lo tanto, el diferencial de tipos de interés a un plazo determinado debe ser igual a las expectativas de depreciación de una moneda respecto a la otra a ese plazo (teoría de la paridad descubierta de los tipos de interés). Un segundo supuesto exige que el tipo de cambio, en ausencia de realineamientos, siga un proceso estacionario y sin saltos. Este supuesto implica que todo salto en el tipo de cambio viene asociado a una variación de la paridad central. Por lo tanto, cualquier discrepancia entre el diferencial de tipos de interés y la predicción del proceso estocástico del tipo de cambio dentro de la banda puede ser interpretada como un salto esperado en el tipo de cambio, consecuencia de un realineamiento.

3.1. Formulación del indicador

La teoría de la paridad descubierta de los tipos de interés implica que la tasa esperada de depreciación de una moneda respecto a otra, a un determinado plazo, debe ser igual al diferencial del tipo de interés a ese plazo. Es decir:

$$[i_t^1(\tau) - i_t^2(\tau)] = E_t \Delta e(t+\tau) \quad (2)$$

donde $e(t) = \log(s(t))$.

⁶ En Weber (1992b) se presenta otra aproximación empírica diferente y más sofisticada que también consigue explicitar unas expectativas de devaluación que, con los mismos datos, son muy similares a las obtenidas en las referencias mencionadas para este enfoque.

Ahora, supóngase que el tipo de cambio está sujeto al riesgo de una devaluación (entendida como un salto del tipo de cambio producido por un realineamiento de la paridad central de la moneda) y que este suceso se presenta con una probabilidad reducida y, en consecuencia, es infrecuentemente observado. En estas condiciones, la expectativa de evolución del tipo de cambio a un determinado plazo dependerá de la probabilidad asignada a la ocurrencia de la devaluación en el intervalo considerado. Es decir, la ecuación (2) puede escribirse del siguiente modo:

$$\left[i_t^1(\tau) - i_t^2(\tau) \right] = (1 - p_t(\tau)) E_t(\Delta e(t+\tau) | ND) + p_t(\tau) E_t(\Delta e(t+\tau) | D) \quad (3)$$

donde D y ND son, respectivamente, los sucesos devaluación y no devaluación, y $p_t(\tau)$ es la probabilidad en t de que se produzca la devaluación en un plazo τ .

De este modo, suponiendo que es factible estimar el proceso estocástico que sigue el tipo de cambio en ausencia de la devaluación, será posible calcular la depreciación esperada del tipo de cambio en este régimen. Sustrayendo esta expectativa del diferencial observado de tipos de interés, se obtiene un estimador de la tasa esperada de devaluación que se define como el producto de la probabilidad de que se efectúe la devaluación por su magnitud esperada. Formalmente, se puede escribir

$$\begin{aligned} & \left[i_t^1(\tau) - i_t^2(\tau) \right] - E_t(\Delta e(t+\tau) | ND) = \\ & = p_t(\tau) \left[E_t(e(t+\tau) | D) - E_t(e(t+\tau) | ND) \right] \end{aligned} \quad (4)$$

donde el lado derecho de (4) es, precisamente, la tasa esperada de devaluación⁷.

⁷ Esta formulación se encuentra en la literatura (véase Lindberg *et al.*, 1991, y Svensson 1991b) en función de $x(t + \tau) = e(t + \tau) - c(t + \tau)$, siendo c la paridad central. Así, el supuesto de paridad descubierta implica:

$$E_t(\Delta c(t + \tau)) = i_t^1(\tau) - i_t^2(\tau) - E_t(\Delta x(t + \tau))$$

lo que permitiría separar la tasa esperada de realineamiento, $E_t(\Delta c(t + \tau))$, de la tasa esperada de depreciación dentro de la banda, $E_t(\Delta x(t + \tau))$. Desafortunadamente, en general, solo es posible estimar el proceso que sigue x_t en ausencia de realineamientos, por lo

Para obtener un indicador de credibilidad de las bandas de fluctuación a partir de este análisis, se requiere, como se ha comentado, en primer lugar, que se verifique la teoría de la paridad descubierta de los tipos de interés. En segundo lugar, es fundamental que los agentes esperen que se produzca un salto en el tipo de cambio, si y sólo si tiene lugar un realineamiento de la paridad central. En estas condiciones, el término $p_t(\tau)$ es exactamente la probabilidad asignada a que se produzca un realineamiento en el plazo τ y, en consecuencia, el lado derecho de (4) será cero, si y solo si se considere imposible ese realineamiento. Por otra parte, y en los supuestos realizados, la magnitud del lado derecho de (4) ofrece una medida precisa de la credibilidad del compromiso cambiario, al componerse de la probabilidad asignada al realineamiento y la magnitud esperada de la devaluación que implica.

El supuesto de verificación de la paridad descubierta no es un supuesto excesivamente restrictivo. En Svensson (1992) se justifica, en una perspectiva teórica, que la magnitud del posible riesgo cambiario impide la existencia de primas de riesgo significativas para valores razonables del grado de aversión al riesgo. Asimismo, en Ayuso y Restoy (1992) se obtienen estimaciones de las primas de riesgo en el SME, que, como consecuencia del carácter altamente diversificable del riesgo cambiario dentro del Sistema, son bastante reducidas.

Sin embargo, la identificación de los saltos esperados en el tipo de cambio con realineamientos de la paridad central puede ser un supuesto muy restrictivo. Con dicho supuesto, se está eliminando la posibilidad de que se esperen realineamientos que no impliquen un salto esperado en el tipo de cambio, y se exige que todo salto esperado en el tipo de cambio se produzca como consecuencia de un realineamiento de paridades centrales

que únicamente es factible evaluar, de forma explícita, el término:

$$(i_t^1(\tau) - i_t^2(\tau)) - E_t(\Delta x_t(t + \tau) / ND) =$$

$$E_t(\Delta c(t + \tau)) + p_t(\tau) [E_t(x(t + \tau)/D) - E_t(x(t + \tau)/ND)]$$

que no es más que una reformulación innecesariamente oscura de la tasa esperada de devaluación definida en (4).

en el Sistema⁸. Mientras que la primera eventualidad tiende a sesgar al alza la medición de la credibilidad, la segunda implicación del supuesto tiene el efecto contrario.

3.2. Aplicación al caso de la peseta

El supuesto que asocia los saltos esperados en el tipo de cambio con devaluaciones de la paridad central resulta especialmente restrictivo cuando se aplica al caso de la peseta. En efecto, desde el ingreso de nuestra divisa en el SME, la autoridad monetaria española ha dispuesto de una banda de fluctuación para el tipo de cambio del $\pm 6\%$. La amplitud de dicha banda permite cierto grado de flexibilidad en el ejercicio de la política cambiaria que se podría traducir en saltos en el tipo de cambio de cierta magnitud sin que se produjera el realineamiento de la paridad central de la peseta. De hecho, durante la mayor parte del período analizado, las autoridades monetarias consiguieron mantener la peseta dentro de una zona frente al marco alemán, contenida en la mitad inferior de la banda de fluctuación oficial. Esta política cambiaria generó un régimen de fluctuación *efectivo*, aunque no oficial, que pudo ser más o menos creíble con independencia de que lo fuera o no el régimen cambiario oficial. A título de ejemplo, la expectativa de un cambio a una banda oficial de fluctuación estrecha ($\pm 2,25\%$) en torno a la misma paridad central o de una simple variación del objetivo cambiario dentro de las bandas oficiales vigentes, plantearía problemas de credibilidad en el régimen efectivo de fluctuación, sin afectar a la confianza en el compromiso formal del mecanismo de cambios.

Sin embargo, la lectura convencional del enfoque IC2 no distingue entre los regímenes formal y efectivo, utilizando, en todo caso, el lado derecho de (4) como una medición de la credibilidad de las bandas oficiales de fluctuación. Por lo tanto, para el caso español, el enfoque

⁸ Como ejemplos que ilustran la posibilidad de que los agentes no asocien, necesariamente, variaciones de la paridad central con variaciones de igual magnitud, e incluso dirección, del tipo de cambio de mercado, pueden citarse el estrechamiento de la banda de fluctuación de la lira italiana, en enero de 1990, y la segunda devaluación de la peseta, en noviembre de 1992. En ambos casos, tuvo lugar una devaluación de la paridad central, después de la cual se registraron tipos de cambio de mercado que suponían una apreciación respecto a los anteriores al realineamiento.

IC2, tal y como se ha utilizado en la literatura, tiende a proporcionar una medición sesgada a la baja de la credibilidad del compromiso cambiario. Sin embargo, este problema se puede superar interpretando los resultados de la aplicación del enfoque IC2 en términos de una medición de la credibilidad del régimen efectivo de fluctuación y no del mantenimiento de la paridad central oficial.

En este sentido, para aplicar al caso de la peseta el enfoque de la devaluación esperada sin incurrir en la confusión que se derivaría de identificar todo cambio en el régimen de tipo de cambio efectivo con un realineamiento de la paridad central, denominaremos desvalorización de una moneda a toda pérdida de valor de la misma que implique un abandono del régimen efectivo de fluctuación vigente. Por lo tanto, redefiniremos D en (4) como el suceso desvalorización que puede suponer tanto un salto en el tipo de cambio de mercado dentro de la banda oficial de fluctuación como una devaluación (realineamiento de la paridad central). El lado derecho de (4) pasará, entonces, a denominarse tasa esperada de desvalorización.

La estimación de la tasa esperada de desvalorización requiere la estimación del proceso que sigue el tipo de cambio bajo su régimen efectivo de fluctuación. En el caso de la peseta, en el período analizado, suponemos que ha existido un único régimen efectivo de fluctuación que identificamos con el proceso estocástico que ha seguido su tipo de cambio desde el ingreso de España en el SME hasta mediados de agosto de 1992. Con este fin, se ha estimado, con observaciones diarias, el proceso seguido por la tasa de variación del tipo de cambio para los plazos de 1 mes, 3 meses, 6 meses y 1 año, en el período comprendido entre el 19 de junio de 1989 y el 17 de agosto de 1992.

Una primera hipótesis contrastable es la estacionariedad del proceso seguido por el tipo de cambio de la peseta. En el cuadro 1, figuran los contrastes de la hipótesis de raíz unitaria para los cuatro plazos analizados. De acuerdo con el test de Philips-Perron, se puede rechazar la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria, por lo que la evolución del tipo de cambio de la peseta puede caracterizarse por un proceso de reversión a la media. Este resultado parece razonable para una serie con fluctuación acotada y sujeta a intervenciones intramarginales que intentan suavizar las oscilaciones de la paridad en torno a un objetivo

cambiarlo suficientemente estable. Por otra parte, es consistente con los resultados encontrados para otras monedas del SME (ver Svensson, 1991b, y Frankel y Phillips, 1991) y para las correspondientes a los países nórdicos (véase, por ejemplo, Holden y Vikøren, 1992).

En el cuadro 1, figuran también los resultados de la estimación univariante del tipo de cambio para los distintos plazos. Con objeto de mejorar el poder explicativo del modelo, se ha intentado incorporar efectos no lineales tales como potencias del nivel del (logaritmo del) tipo de cambio o la distancia del mismo al nivel máximo de apreciación, como una proporción del nivel del tipo de cambio. Estas variables, cuya inclusión venía justificada por los modelos teóricos de target zones, no han resultado significativas. La estimación utiliza el método de Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG), habida cuenta de la existencia de autocorrelación residual, inducida por la presencia de observaciones con información superpuesta (ver Hansen y Hodrick, 1980).

El modelo estimado para $\Delta e(t+\tau)$, condicionado a la ausencia de realineamientos, permite obtener de forma inmediata un estimador de las expectativas de variación del tipo de cambio dentro de la banda. Así,

$$E_t[\Delta e(t+\tau)] = \hat{\alpha}^\tau + \hat{\beta}^\tau e(t)$$

donde $\hat{\alpha}^\tau$ y $\hat{\beta}^\tau$ son los estimadores MCG de los parámetros del modelo de reversión a la media especificado.

Sin embargo, es conocido que este tipo de modelos a menudo presentan inestabilidad en los parámetros. De esta manera, con objeto de obtener una medida más certera de las expectativas de evolución del tipo de cambio, se ha estimado para cada plazo τ un modelo con parámetros cambiantes del tipo

$$\Delta e(t+\tau) = \alpha^\tau(t) + \beta^\tau(t) e(t) + u(t+\tau) \quad (5)$$

donde el término $u(t+\tau)$ sigue un proceso MA inducido por la utilización de datos diarios y los parámetros siguen un proceso de paseo aleatorio. La estimación se ha realizado aplicando el filtro de Kalman sobre la especificación en el espacio de los estados del modelo. Los detalles de este procedimiento se encuentran en el apéndice 1.

De acuerdo con (5), las expectativas de depreciación del tipo de cambio vienen dadas por la expresión

$$E_t [\Delta e(t+\tau)] = \hat{\alpha}^\tau(t) + \hat{\beta}^\tau(t) e(t)$$

donde $\hat{\alpha}^\tau(t)$ y $\hat{\beta}^\tau(t)$ son los estimadores que proceden de la aplicación del filtro. Para obtener las tasas esperadas de desvalorización, basta con restar, según (4), estas expectativas del diferencial de tipos de interés.

En los gráficos 3a a 3d, aparecen las estimaciones de dicha tasa para los modelos con parámetros variables. Asimismo, se incluyen intervalos de confianza del 95% para estas estimaciones. Los datos sugieren que el régimen efectivo de fluctuación de la peseta tuvo problemas de credibilidad a 1 mes en las primeras semanas de pertenencia al Sistema, el primer semestre de 1990 y el primero de 1991. Si se amplía el plazo a 3 meses, los episodios de falta de credibilidad incluyen, además, las últimas semanas de 1990. A seis meses, es preciso añadir a los episodios anteriores el último trimestre de 1990. Finalmente, no puede rechazarse (con un nivel de significación del 5%) que, durante la práctica totalidad de 1989 y 1990, el régimen efectivo de fluctuación de la peseta no fuera creíble al plazo de 1 año.

Por tanto, como cabría esperar, los episodios de falta de credibilidad son más frecuentes cuanto mayor es el plazo. Así, en gran parte de la muestra, el régimen cambiario efectivo era percibido por los agentes como sostenible a muy corto plazo, pero no a medio y largo. Por otro lado, la variabilidad de la tasa esperada de desvalorización es mayor cuanto menor es el plazo. Esto es congruente con la hipótesis de que el grado de credibilidad a muy corto plazo está relacionado con la reacción de los agentes ante rumores acerca de variaciones de política económica y otros acontecimientos que inducen cambios muy bruscos y frecuentes en las expectativas de los agentes. Esta percepción también se confirma, como se verá en el epígrafe 4, por la distinta medida en que la evolución (más suave) de los fundamentos de la economía española explica el grado de credibilidad del régimen cambiario vigente, en los distintos plazos.

Naturalmente, si se realizara la lectura convencional del enfoque IC2, en los gráficos 3a a 3d se estarían presentando las tasas esperadas

de devaluación de la peseta a distintos plazos. En estas condiciones, la evaluación obtenida de la credibilidad del régimen cambiario oficial sería notoriamente inferior a la que se deduce de IC1. Sin embargo, como se ha señalado, una tasa esperada de desvalorización positiva no implica la existencia de expectativas de devaluación de la moneda, de modo que la medición de la credibilidad del régimen oficial ofrecida por IC2 estaría sesgada a la baja en la medida en que los agentes consideraran probable una modificación del régimen cambiario efectivo que no implicase un realineamiento de paridades centrales.

Una vez calculadas las expectativas de desvalorización, el paso siguiente es el de explicar el proceso de formación de esas expectativas y, en concreto, estimar la contribución de las variables que expresan los fundamentos del tipo de cambio. Este análisis permitirá identificar los causantes de la falta de credibilidad del régimen efectivo de fluctuación del tipo de cambio de la peseta.

4.- DETERMINANTES DE LA CREDIBILIDAD DEL RÉGIMEN EFECTIVO DE FLUCTUACIÓN DE LA PESETA

En esta sección, se analiza en qué medida la tasa esperada de desvalorización estimada en la sección anterior responde a variaciones en los fundamentos de la economía española.

Parece lógico pensar que los problemas de confianza en la sostenibilidad del régimen efectivo de fluctuación de la peseta deben estar, en buena parte, causados por los desequilibrios que caracterizaban a la economía española durante el período analizado. Sin embargo, no se pretende explicar un alto porcentaje de las expectativas de desvalorización por la evolución de los fundamentos. En primer lugar, los mercados de cambios son muy sensibles a la aparición de rumores sobre variaciones en política económica que luego no se confirman, lo que ocasiona que la generación de expectativas autojustificadas sea la norma más que la excepción. Por otra parte, la evolución de la credibilidad del régimen cambiario de la peseta tiene mucho que ver con la trayectoria global del proceso de integración económica en el contexto europeo. Esta última es difícilmente medible y solo está parcialmente correlacionada con los fundamentos de las economías implicadas. Finalmente, la influencia del

incremento de un determinado desequilibrio sobre la credibilidad del tipo de cambio tiene, a menudo, signo ambiguo. Así, un aumento de la tasa de inflación puede llevar a que los agentes perciban como menos sostenible el régimen cambiario efectivo si consideran que la pérdida de competitividad que implica es excesiva o bien los agentes pueden considerar que si la política cambiaria, como en el caso de España, es una herramienta fundamental de la lucha antiinflacionista, el incremento del diferencial de inflación hace más necesaria y, en consecuencia, más creíble una política de moneda fuerte como la que caracteriza el régimen cambiario analizado. Esta ambigüedad del efecto sobre las expectativas de desvalorización afecta de forma parecida a las variables que miden los desequilibrios fiscales y monetarios.

Naturalmente, tanto el problema de las expectativas autojustificadas como el de la ambigüedad de los efectos de incrementos en los desequilibrios macroeconómicos tienen una menor probabilidad de aparecer cuando aumenta el plazo al cual se formulan las expectativas. Por lo tanto, conviene, en principio, realizar investigaciones econométricas para distintos plazos.

En el cuadro 2, figura el resumen de los resultados encontrados en la estimación de un modelo de formación de las expectativas de desvalorización para los plazos de 1 mes, 3 meses, 6 meses y 1 año. La variable dependiente es, en cada caso, la media mensual de la tasa esperada de desvalorización, obtenida a partir del modelo de tipo de cambio con parámetros variables, estimado en la sección anterior. Dicha tasa puede ser caracterizada en todos los casos por un proceso estacionario alrededor de una tendencia determinista. Por lo tanto, en todas las especificaciones aparece una tendencia como regresor. Por otra parte, esta tendencia es una proxy razonable de las ganancias de credibilidad asociadas al avance del proceso de Unión Monetaria⁹ que se produjo en el período analizado.

⁹ Naturalmente, esta interpretación es más certera en el período anterior al referéndum danés. Se ha intentado, asimismo, medir el avance del proceso de Unión Monetaria mediante el diferencial de los tipos de interés a 5 años, esperados dentro de 5 años, implícitos en las curvas rendimientos-plazos española y alemana. Esta variable no ha resultado significativa en las especificaciones donde figuraba una tendencia.

Las variables macroeconómicas elegidas son el diferencial de inflación con respecto a la economía alemana, el saldo de la balanza por cuenta corriente, las variaciones en la tasa de paro, las variaciones en el nivel de reservas exteriores del Banco de España, las desviaciones de la cantidad de dinero sobre el objetivo previsto y el saldo de las Administraciones Públicas¹⁰. Todas las variables han sido ajustadas de estacionalidad y han sido desfasadas de modo que se garantice su pertenencia al conjunto de información de los agentes en el momento en que se miden las expectativas. Los detalles de la definición y construcción de las series aparecen en el apéndice 2.

Como se observa en el cuadro 2, las estimaciones han requerido la inclusión de dos desfases de la variable dependiente con objeto de captar la elevada persistencia de la misma no explicada por los regresores incluidos. Naturalmente, este hecho refleja o bien una influencia dinámica similar de los regresores sobre la variable dependiente, o bien la simple y muy probable omisión de variables explicativas relevantes.

Los resultados encontrados son bastante llamativos. Ninguna variable utilizada tiene una influencia significativa en la formación de las expectativas de desvalorización a 1 mes. Este resultado es consistente con la idea de que a corto plazo dichas expectativas se mueven por variables ajenas a los fundamentos de la economía y/o que los mercados esperan que las autoridades reaccionen endureciendo la política cambiaria cuando los desequilibrios fiscales y monetarios se agravan.

En los plazos superiores a 1 mes, los resultados son más concluyentes. El déficit por cuenta corriente afecta de forma significativa (al 95%) a las expectativas de desvalorización en todos los plazos. Esta significatividad ha probado ser muy robusta ante cambios en la especificación de los modelos¹¹. Por su parte, el diferencial de inflación con Alemania y, en menor medida, la tasa de paro tienen un efecto positivo y significativo (al 95%) sobre la tasa esperada de desvalorización en los plazos de 3 y 6 meses, pero desaparecen para el plazo de 1 año.

¹⁰ Los déficit externo y público han sido medidos en relación al PIB.

¹¹ Esta variable también es la que tiene un efecto más claro en el caso de la corona sueca, analizado en Lindberg, Svensson y Söderlind (1991).

El resto de las variables, es decir, la variación de reservas, las desviaciones de cantidad de dinero respecto a objetivos y el déficit público aparecen como no significativas y, en ocasiones, con signos contrarios a los esperados.

Los resultados parecen, así, sugerir que el mercado otorga un papel importante a los costes asociados a la pérdida de competitividad de la economía española a la hora de valorar la sostenibilidad del régimen efectivo de fluctuación de la peseta. Estos costes parecen estar fundamentalmente señalizados por la evolución del saldo de la balanza por cuenta corriente y, en menor medida, por los diferenciales de inflación y la tasa de paro.

Por otro lado, no resulta especialmente sorprendente la no significatividad del resto de las variables. En primer lugar, es razonable pensar que las variaciones de reservas no tengan un efecto simétrico, esto es, que solo jueguen un papel importante en la medida en que estén por debajo de un determinado nivel, y, además, parece sensato que los problemas de credibilidad inducidos sean tanto mayores cuanto más se alejen de ese mínimo. Todo ello originaría un efecto no lineal que no puede existir en la muestra utilizada donde las reservas no solo se mantuvieron en un nivel considerablemente alto, sino que, generalmente, experimentaron una tendencia al alza.

En segundo lugar, la no significatividad de las desviaciones respecto a objetivos de la cantidad de dinero podría estar, en parte, justificada por el problema de la ambigüedad del signo ya comentado. Por otra parte, no es descartable que los agentes hayan otorgado a esta variable un escaso contenido informativo sobre el tono de la política monetaria, como consecuencia de la importancia de su componente endógeno, en un contexto de integración financiera internacional y de mayor atención prestada al tipo de cambio en la formulación de objetivos. Finalmente, la no influencia del déficit público sobre la credibilidad del régimen efectivo de fluctuación de la peseta puede también ser consecuencia del período analizado, ya que el desequilibrio fiscal no alcanzó valores preocupantes hasta el último tramo de la muestra.

Naturalmente, en la medida en que se carece de un modelo estructural de formación de las expectativas de alteración del régimen

cambiario efectivo y de una muestra suficientemente amplia, los resultados comentados no permiten realizar un análisis de inferencia suficientemente robusto. Por otra parte, las propias estimaciones señalan que dichas expectativas, en el caso de la peseta, han tenido un elevado componente inercial asociado a variables ajenas a la evolución de la economía española. Ahora bien: los resultados sugieren que, conviviendo con estos elementos, los fundamentos de la economía tienen, al menos en el medio plazo, una influencia significativa sobre la credibilidad del régimen cambiario de su moneda.

5.- RESUMEN Y CONCLUSIONES

Las perturbaciones producidas en los mercados de cambio en el último tercio del año 1992 han puesto de manifiesto las consecuencias dramáticas que para un régimen cambiario tiene el carecer de la confianza de los agentes que participan en los mercados financieros. En este sentido, cobra especial interés preguntarse sobre la capacidad analítica disponible para evaluar la credibilidad de los regímenes cambiarios y para detectar los determinantes del grado de sostenibilidad que los mercados asignan a un determinado mecanismo de cambios.

Las mediciones más utilizadas de la credibilidad de un régimen cambiario explotan, de forma prioritaria, la información sobre las expectativas del mercado relativas a la evolución del tipo de cambio contenida en los diferenciales de tipos de interés, asumiendo que los mercados, mediante el tráfico internacional de capitales, no dejan oportunidades de beneficio sin aprovechar. De este supuesto simple, se deriva un primer indicador, que consiste en la obtención del plazo al cual los diferenciales de tipos de interés existentes implican que los mercados consideran probable que el tipo de cambio de una moneda vulnere los límites establecidos. Desgraciadamente, este indicador pierde poder informativo en la medida en que se puedan producir, como así ha ocurrido en el pasado, cambios en las bandas de fluctuación que no han sido precedidos por un agotamiento de los límites de fluctuación establecidos.

Un segundo indicador de credibilidad, más ambicioso, proporciona una evaluación explícita de la tasa esperada de devaluación de una moneda, entendida como el producto de la probabilidad de que se

produzca esa devaluación, por el tamaño esperado de la misma. Desafortunadamente, este segundo enfoque solo constituye un indicador de la credibilidad de las bandas oficiales de fluctuación en un supuesto que resulta, en general, poco aceptable. Este supuesto es la identificación de cualquier cambio en el régimen efectivo de fluctuación cambiaría con un realineamiento de la paridad central. Así, la medición estará sesgada al alza en la medida en que el mercado considere factible una devaluación que no altere el tipo de cambio de mercado observado, y a la baja, en la medida en que puedan producirse saltos ajenos a un cambio de paridades centrales.

El caso de la peseta es especialmente interesante para comparar el poder informativo de estos índices. Esta moneda resultó objeto de fuertes ataques especulativos en el periodo inmediatamente posterior al analizado, a pesar de contar con la experiencia de tres años largos de pertenencia al mecanismo de cambios del SME manteniendo un elevado grado de estabilidad de su tipo de cambio, y de disfrutar, durante la práctica totalidad del periodo, de la posición de moneda más fuerte del Sistema. La peculiaridad de la peseta radica en la convivencia, en el mismo periodo, de un tipo de cambio apreciado y relativamente estable en una banda ancha de fluctuación con diferenciales de tipos de interés elevados, que en ningún momento sobrepasaron, en tasa anual, la distancia del tipo de cambio de mercado al límite de máxima depreciación.

La combinación de estos elementos permite obtener simultáneamente índices elevados de credibilidad según el primer enfoque, y reducidos, si se utiliza el segundo. Este resultado es la consecuencia de observar diferenciales de tipos de interés insuficientes para señalar la expectativa de un agotamiento a corto plazo del amplio margen de depreciación permitido, pero suficientes para detectar expectativas de una pérdida de valor del tipo de cambio significativamente superior a la que cabría inferir de su evolución desde el ingreso en el SME.

Sin embargo, la imposibilidad de garantizar que esa desvalorización esperada sea identificada por los agentes con una devaluación obliga a reinterpretar los resultados de la aplicación del segundo indicador como una medición de la credibilidad del régimen efectivo de fluctuación de la peseta, entendida como la confianza que los mercados otorgaron al mantenimiento del proceso que caracterizó la

evolución de su tipo de cambio en el período estudiado. El análisis tiene un elevado interés, habida cuenta de que el régimen efectivo de la peseta ha sido consecuencia de una política cambiaria específica con fines más ambiciosos que el simple mantenimiento del tipo de cambio en las bandas oficiales.

Los resultados obtenidos muestran que el régimen efectivo de fluctuación de la peseta experimentó episodios de falta de credibilidad a plazos que oscilan entre 1 mes y 1 año, y que se concentran en los periodos anterior a la firma del proyecto de tratado de Unión Económica y Monetaria en Maastricht y posterior al referéndum danés. Dicha falta de credibilidad debe entenderse en el sentido expresado en el párrafo anterior y, por tanto, no implica necesariamente una expectativa de devaluación de la paridad central.

En la última parte del trabajo, se investigan los determinantes de la evolución de la credibilidad del régimen efectivo de fluctuación de la peseta. Los resultados obtenidos señalan que la credibilidad tuvo un fuerte componente tendencial ajeno a la evolución de los desequilibrios de la economía española y que operaba en sentido contrario a estos, así como otro componente de carácter inercial muy considerable. Además, en los plazos cortos no se encuentra efecto significativo alguno de las variables fundamentales de la economía española sobre el grado de credibilidad del régimen efectivo de fluctuación de su moneda. Ahora bien: en plazos más largos (superiores a 1 mes), el déficit por cuenta corriente y, en menor medida, el diferencial de inflación con Alemania y la variación de la tasa de paro contribuyen de una forma sustancial a explicar la variable dependiente. Por otra parte, variables como el déficit de las Administraciones Públicas, las desviaciones de la cantidad de dinero sobre los objetivos planeados y las variaciones en el nivel de reservas exteriores del banco central aparecen como no significativas.

Así, los resultados obtenidos son compatibles con la hipótesis de que gran parte de la evolución de la credibilidad -sobre todo, en el corto plazo- venía explicada por reacciones ante rumores no confirmados, expectativas autojustificadas, y otro tipo de variables difícilmente medibles y, esencialmente, ajenas al estado real de la economía. Por otra parte, no parece descabellado interpretar la significatividad de la variable tendencia introducida en la estimación del modelo como fruto del

incremento de la estabilidad general del Sistema y del avance en el proceso de Unión Monetaria que se produjeron en gran parte de la muestra y que permitieron a la economía española incrementar progresivamente el grado de credibilidad de su régimen cambiario. Ahora bien: en el medio plazo, los mercados mantuvieron ciertas reservas sobre la sostenibilidad del régimen cambiario efectivo de la peseta, por la evaluación que realizaron de los costes asociados a las pérdidas de competitividad experimentadas por la economía española. Estos costes parecen venir señalados fundamentalmente por la evolución del saldo exterior y, marginalmente, por los diferenciales de inflación y el desempleo.

Por último, resulta conveniente incluir una nota de precaución sobre la interpretación de los resultados de la última parte del trabajo. Por la propia naturaleza del ejercicio empírico realizado, resulta muy difícil extrapolar los resultados encontrados fuera de la muestra utilizada. Así, es improbable que, tras el cambio de régimen, la influencia relativa de cada una de las variables fundamentales y de los componentes inercial y tendencial permanezca inalterada.

A título de conjetura final, es muy posible que tras las turbulencias observadas en el Sistema, y debido a las incertidumbres que rodean al proceso de Unión Monetaria y a la propia evolución de los desequilibrios de la economía española, las variables fundamentales cobren más protagonismo en la determinación de la credibilidad de su régimen efectivo de fluctuación, al reducirse la porción de credibilidad que es posible absorber de otros países. En consecuencia, a pesar de las devaluaciones sufridas por la peseta, es perfectamente factible que la restauración de las cotas de credibilidad perdidas requiera dosis de disciplina económica global superiores a las que experimentó la economía española en sus tres primeros años de pertenencia al SME.

APÉNDICE 1: EL MODELO CON PARÁMETROS VARIABLES

Se ha permitido que los parámetros α y β en el proceso que sigue el (logaritmo del) tipo de cambio dentro de la banda de fluctuación varíen en el tiempo, de acuerdo con el siguiente esquema:

$$\Delta_{\tau} e_{t+\tau} = X_t \hat{\theta}_t^{\tau} + u_{t+\tau} \quad t = 1 \dots T \quad (A2.1)$$

$$u_{t+\tau} = \varepsilon_{t+\tau} + \varepsilon_{t+\tau-1} + \dots + \varepsilon_{t+1} \quad t = 1 \dots T \quad (A2.2)$$

$$\hat{\theta}_t^{\tau} = \hat{\theta}_{t-1}^{\tau} + v_t \quad t = 1 \dots T \quad (A2.3)$$

donde:

$$X_t = [1, e_t]$$

$$\hat{\theta}_t^{\tau'} = [\alpha_t^{\tau}, \beta_t^{\tau}]$$

$$\varepsilon_t \sim \text{iid } N(0, \sigma_{\varepsilon}^2)$$

$$v_t' = [v_{1t}, v_{2t}]$$

$$v_t \sim \text{iid } N(0, \sigma_v^2 Q)$$

$$\varepsilon_t \perp v_t$$

$$\hat{\theta}_0 \sim N(\bar{\theta}_0, \sigma_{\varepsilon}^2 P_0)$$

$$\tau = 21, 65, 131 \text{ y } 263$$

El conjunto de ecuaciones (A2.1), (A2.2) y (A2.3) puede reescribirse en forma de modelo en el espacio de los estados, de modo que las series α_t^{τ} y β_t^{τ} puedan obtenerse mediante la aplicación del filtro de Kalman. En particular, es fácil comprobar que dicho conjunto de ecuaciones puede reescribirse como:

$$\Delta e_{t+\tau} = Z_t \delta_t^\tau \quad t = 1 \dots T \quad (A2.4)$$

$$\delta_t^\tau = T \delta_{t-1}^\tau + \eta_t^\tau \quad t = 1 \dots T \quad (A2.5)$$

donde:

(a)

$$Z_t = [1, 0, 0 \dots 0, 1, e_t]_{1 \times (\tau+3)}$$

(b)

$$\delta_t^{\tau'} = [\delta_{ot}^\tau, \delta_{1t}^\tau \dots \delta_{\tau t}^\tau, \alpha_t^\tau, \beta_t^\tau]_{1 \times (\tau+3)}$$

siendo los δ_i^τ parámetros auxiliares.

(c)

$$\eta_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2 R \Sigma R')$$

siendo:

$$R = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ : & : & : \\ : & : & : \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}_{(\tau+3) \times 3} \quad y \quad \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & Q_{11} & Q_{12} \\ 0 & Q_{21} & Q_{22} \end{pmatrix}_{3 \times 3}$$

(d)

$$T = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}_{(\tau+3) \times (\tau+3)}$$

(e)

$$S_0 = \begin{pmatrix} \tau+1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & \tau & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & P_{011} & P_{012} \\ 0 & 0 & \dots & P_{012} & P_{022} \end{pmatrix}_{(\tau+3) \times (\tau+3)}$$

En términos de la formulación en el espacio de los estados, (A2.4) es la ecuación de medida del modelo, mientras que (A2.5) es la ecuación de transición del mismo. La estimación de los parámetros variables puede realizarse ahora aplicando el filtro de Kalman (véase Harvey, 1981), una vez fijados los valores para δ_0^τ , P_0 y Q .

En particular, en el trabajo se han tomado las estimaciones eficientes de α^τ y β^τ en el modelo con parámetros constantes como valores iniciales α_0^τ y β_0^τ , mientras que para los parámetros auxiliares δ_1^τ se ha tomado como valor inicial $\delta_{10}^\tau = 0$. Asimismo, se ha tomado $P_0 = Q$ y esta última matriz se ha supuesto diagonal con $Q_{11} = 16 \cdot Q_{22}$.¹² Finalmente, se han ensayado diferentes valores para Q_{22} sin que los resultados globales se modificasen de modo sustancial. Los resultados que se presentan en el texto corresponden al caso $Q_{22} = 1/16$, y los parámetros estimados en ese caso aparecen en los gráficos 4a a 4d.

¹² Restricción que se deriva de la comparación del rango de variación para β (de -2 a 0) con el rango para α que se deriva de las bandas de fluctuación para el tipo de cambio PTA/DM (-4 a 4, aproximadamente).

APÉNDICE 2: DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS

Los datos correspondientes a tipos de interés y tipo de cambio son observaciones diarias entre el 19 de junio de 1989 y el 17 de agosto de 1992, obtenidas del banco de datos del Servicio de Estudios del Banco de España. Como es habitual en este tipo de estudios, los tipos de interés corresponden al Euromercado de depósitos, ya que los activos que en él se negocian pueden considerarse homogéneos, salvo por la moneda en que se denominan.

Las variables macroeconómicas se han utilizado en todos los casos con los retardos correspondientes, de modo que se garantice su pertenencia al conjunto de información disponible en el momento en que los agentes forman sus expectativas. La frecuencia es mensual (junio 1989-julio 1992), excepto para el PIB, variable para la que se ha utilizado una estimación de la serie trimestral (Fuente: Oficina de Coyuntura y Estudios Económicos, Banco de España) que se ha mensualizado dividiendo por tres el correspondiente dato trimestral. El resto de las variables se describe a continuación:

1. Reservas centrales del Banco de España: divisas convertibles, más ecus en el FECOM, menos la provisión para diferencias de valoración de los activos exteriores, menos diferencias de valoración de los activos exteriores en el FECOM. Toda ellas son distintas partidas que aparecen en el balance del Banco de España (Fuente: Boletín Estadístico, Banco de España, cuadros 4.11 y 4.12). Esta variable se ha retrasado un período.
2. Déficit exterior: saldo de la balanza por cuenta corriente correspondiente al Registro de Caja, en porcentaje del PIB. Fuente: Boletín Estadístico, Banco de España, cuadro 17.1. Esta variable se ha retrasado 2 períodos.
3. Diferencial de inflación: diferencia de los logaritmos de los índices de precios al consumo español y alemán. Fuente: Boletín Estadístico, cuadro 25.1, y banco de datos del Servicio de Estudios del Banco de España. Esta variable se ha retrasado un período.

4. Desviación de objetivos monetarios: diferencia de logaritmos del nivel de ALP mensual (media de datos diarios), respecto al nivel objetivo mensual, obtenido a partir del objetivo anual de crecimiento sobre diciembre del año anterior. Se ha utilizado la serie desestacionalizada según se explica en los boletines económicos de marzo 1989, abril 1990, febrero 1991 y febrero de 1992. Esta variable se ha retrasado un período.
5. Déficit público (en porcentaje del PIB): es la variable flujo correspondiente a la variable stock, que agrega los siguientes conceptos: crédito interno a las Administraciones Públicas, deuda especial en poder de residentes, cartera en firme de deuda a medio y largo plazo en poder del público y valores del Estado a corto, medio y largo plazo en poder de no residentes. Esta variable ha sido la elegida como proxy del déficit público, por ser la única que se encuentra desestacionalizada y dada la desconfianza en que los métodos de desestacionalización simples empleados para el resto de las variables pudieran captar la irregular estructura estacional de la diferencia entre ingresos y gastos públicos¹³. Esta variable se ha tomado como la semisuma de las observaciones en t-2 y t-3.
6. Tasa de paro: paro registrado (fuente: INEM) dividido por la población activa (fuente: EPA). Esta última es el resultado de dividir por tres el correspondiente dato trimestral. Esta variable se ha tomado como la semisuma de las observaciones en t-1 y t-2, paro el paro registrado y t-5 para la población activa.

Para las variables que no están disponibles desestacionalizadas, se han utilizado los residuos de las regresiones de dichas variables sobre variables dummy estacionales.

¹³ Véase Cabrero y Sánchez (1992).

REFERENCIAS

- Ayuso, J. y F. Restoy, 1992: "Eficiencia y primas de riesgo en el euromercado de depósitos", Banco de España, Documento de Trabajo # 9225.
- Bertola, G. y L. Svensson, 1990: "Stochastic Devaluation Risk and the Empirical Fit of Target Zone Models". Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper # 513.
- Bertola, G. y R. Caballero, 1990: "Target Zones and Realignments", Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper # 398.
- Cabrero, A. y C. Sánchez, 1992: "Los factores estacionales del crédito interno para 1992", Boletín Económico, abril 1992, Banco de España.
- Flood, R., A. Rose y D. Mathieson, 1991: "An Empirical Exploration of Exchange-Rate Target Zones", Carnegie-Rochester Series on Public Policy, 35, 7-66.
- Frankel, J. y S. Phillips 1991: "The European Monetary System: Credible at Last?". National Bureau of Economic Research, Working Paper # 3819.
- Geadah, S., T. Saavalainen y L. Svensson, 1992: "The Credibility of Nordic Exchange Rate Bands: 1987-91", Fondo Monetario Internacional. Working Paper WP/92/3.
- Giavazzi, F. y M. Pagano, 1988: "The Advantage of Tying One's Hands, EMS Discipline and Central Bank Credibility", European Economic Review, 32, 1055-1082.
- Giovannini, A., 1990: "European Monetary Reform: Progress and Prospects", Brooking Papers on Economic Activity, 2, 217-291.

- Hansen, L.P. y R. Hodrick, 1980, "Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis", *Journal of Political Economy*, 88, 829-853.
- Harvey, A., 1981, Allan. Ed.: "Time Series Models". Phillip.
- Holden, S. y B. Vikøren, 1992: "Have Interest Rates in The Nordic Countries Been "Too High"? A Test Based on Devaluation Expectations", Oslo, Norges Bank, Arbeids Notad 1992/6.
- Koen, V., 1991: "Testing the Credibility of the Belgian Hard Currency Policy", Fondo Monetario Internacional, Working Paper WP/91/79.
- Krugman, P., 1990: "Target Zones and Exchange Rate Dynamics", *Quarterly Journal of Economics* 106, 669-682.
- Lindberg, H. y P. Söderlind, 1991: "Testing the Basic Target Zone Model on Swedish Data", Estocolmo, Institute for International Economic Studies, Seminar Paper # 488.
- Lindberg, H., L.E.O. Svensson y P. Söderlind, 1991: "Devaluation Expectations: the Swedish Krona 1982-1991", NBER, Working Paper # 3918.
- Rodríguez Mendizábal, H., 1992: "Contrastes de credibilidad para la banda de fluctuación de la peseta en el SME". *Moneda y Crédito*, 195, 101-136.
- Rose, A. y L. Svensson 1991: "Expected and Predicted realignments: the FF/DM Exchange Rate During the EMS" International Finance Discussion Paper # 395, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Serrat, A. 1992: "Credibilidad y arbitraje de la peseta en el SME", Banco de España, Documento de Trabajo # 9224.

- Svensson, L. E. O., 1991a: "The Simplest Test of Target Zone Credibility", Fondo Monetario Internacional, Staff Paper # 38, 655-665.
- Svensson, L. E. O., 1991b: "Assesing Target Zone Credibility: Mean Reversion and Devaluation Expectations in the EMS", Institute for International Economic Studies, Seminar Paper # 493.
- Svensson, L. E. O., 1992: "The Foreign Exchange Risk Premium in a Target Zone with Devaluation Risk", Journal of International Economics, vol. 33, #. 1/2, 21-40.
- Weber, A., 1991: "Reputation and Credibility in the European Monetary System", Economic Policy 12, Apr., 57-102.
- Weber, A., 1992a: "The Role of Policymakers' Reputation in the EMS Disinflations", European Economic Review, vol. 36 # 7.
- Weber, A., 1992b: "Time-Varying Devaluation Risk, Interest Rate Differentials and Exchange Rates in Target Zones: Empirical Evidence from the EMS", Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper # 611.

Cuadro 1

MODELO PARA EL TIPO DE CAMBIO PESETA/MARCO $\Delta e(t+\tau) = \alpha + \beta e(t) + u(t+\tau)$				
	1 mes	3 meses	6 meses	12 meses
α	1.03 (.15)	4.30 (.16)	3.86 (.17)	3.68 (.20)
β	-.25 (.04)	-1.04 (.04)	-.93 (.04)	-.89 (.05)
R^2	.13	.44	.60	.62
$\hat{\sigma}$.009	.014	.015	.011
PP	0.0	0.0	0.0	0.0
N	731	691	634	518

NOTAS:

- Estimaciones realizadas por MCG utilizando la matriz de varianzas y covarianzas teórica (ver Hansen y Hodrick, 1980).
- Entre paréntesis figuran los errores estándar.
- PP es el valor p del contraste de Phillips-Perron para raíz unitaria.
- e es el logaritmo del tipo de cambio pta/marco.

Notas:

- Entre paréntesis, errores estándar robustos a heteroscedasticidad y autocorrelación.
- Q (4) es el test de Ljung-Box para correlación residual hasta de orden 4.
- *, ** y *** denotan, respectivamente, coeficientes significativos a los niveles usuales de confianza del 90%, 95% y 99%.

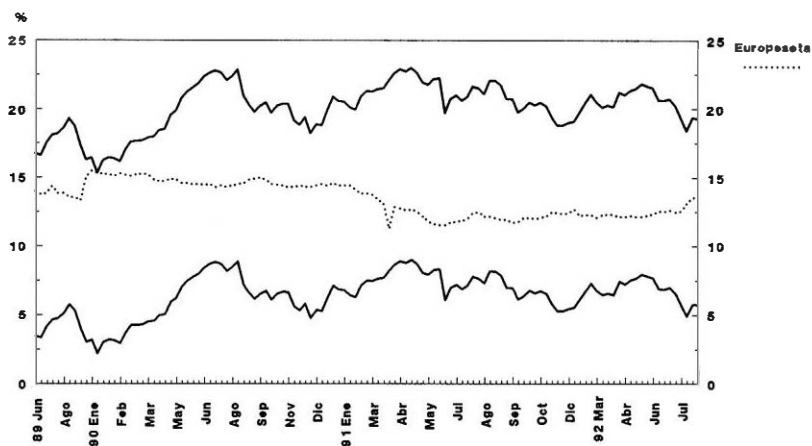
TIPO DE CAMBIO PTA/MARCO
(en logaritmos)

Gráfico 1



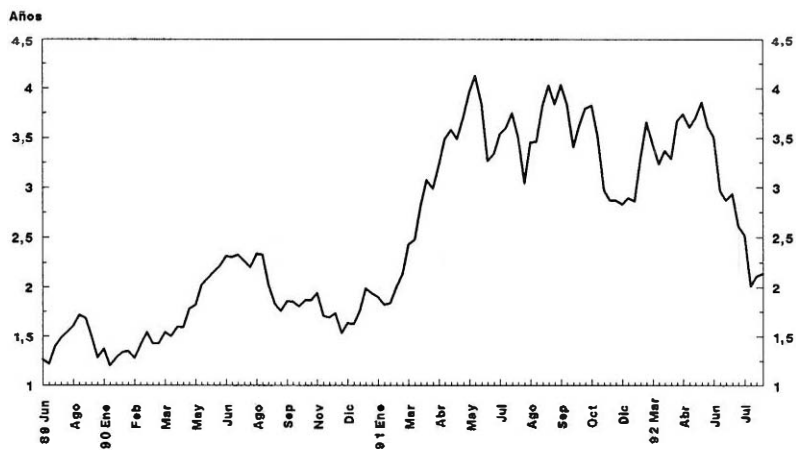
BANDA DE CREDIBILIDAD A 1 AÑO

Gráfico 2a



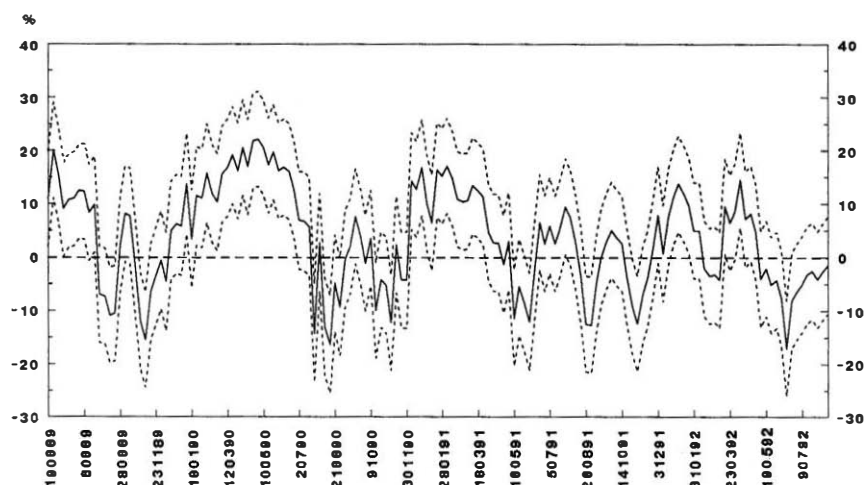
HORIZONTE DE CREDIBILIDAD

Gráfico 2b



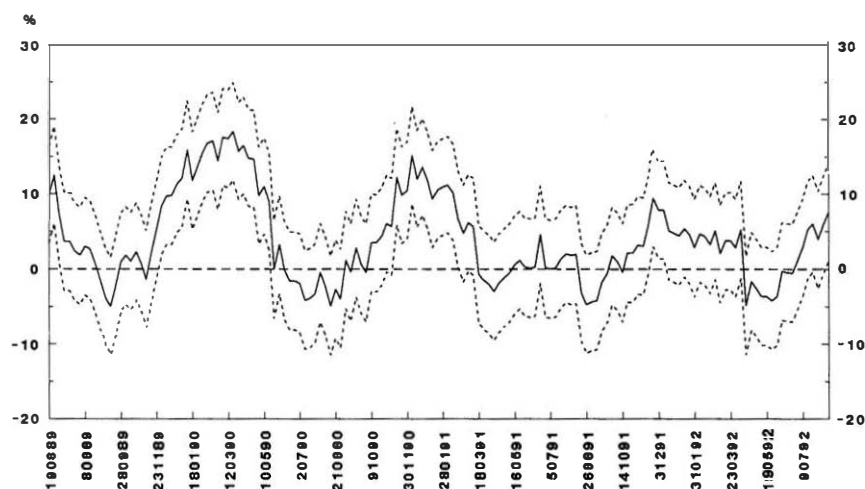
TASA ESPERADA DE DESVALORIZACIÓN
BANDAS DE CONFIANZA DEL 95%
(a 1 mes)

Gráfico 3a



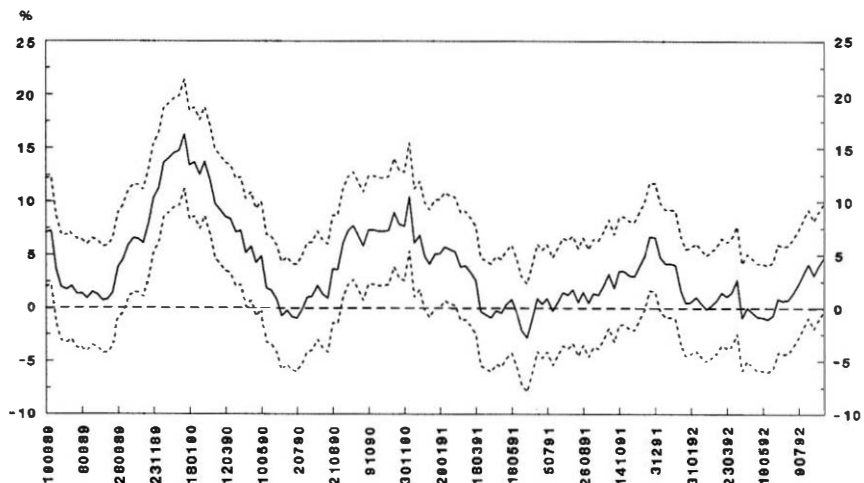
TASA ESPERADA DE DESVALORIZACIÓN
BANDAS DE CONFIANZA DEL 95%
(a 3 meses)

Gráfico 3b



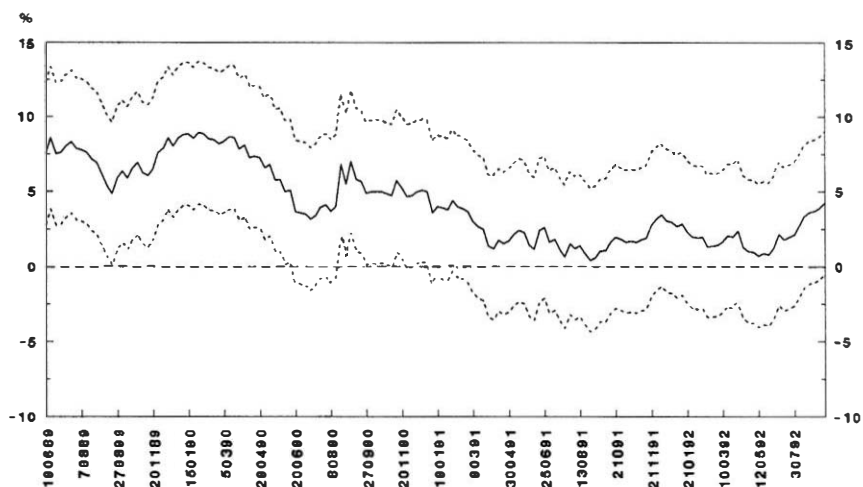
TASA ESPERADA DE DESVALORIZACIÓN
BANDAS DE CONFIANZA DEL 95%
(a 6 meses)

Gráfico 3c



TASA ESPERADA DE DESVALORIZACIÓN
BANDAS DE CONFIANZA DEL 95%
(a 1 año)

Gráfico 3d



PARÁMETROS ESTIMADOS DEL MODELO PARA EL TIPO DE CAMBIO

Gráfico 4a

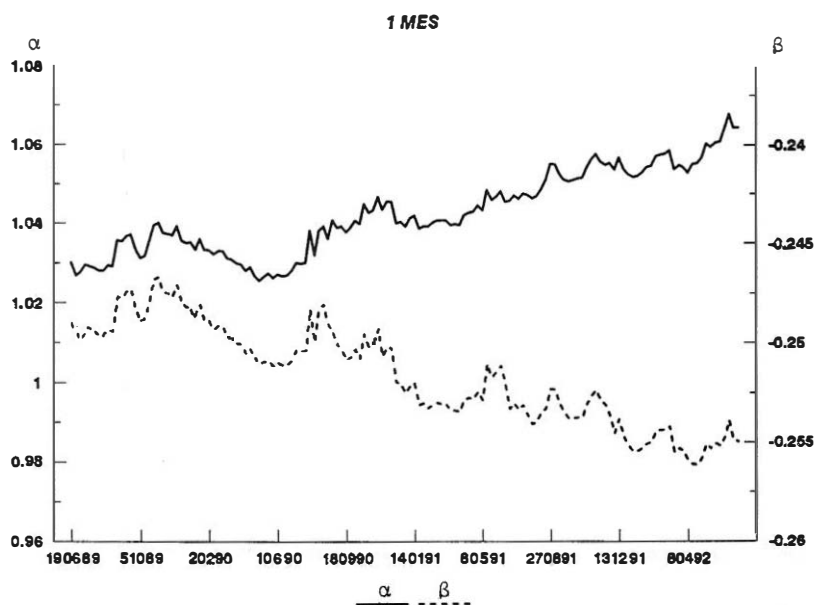
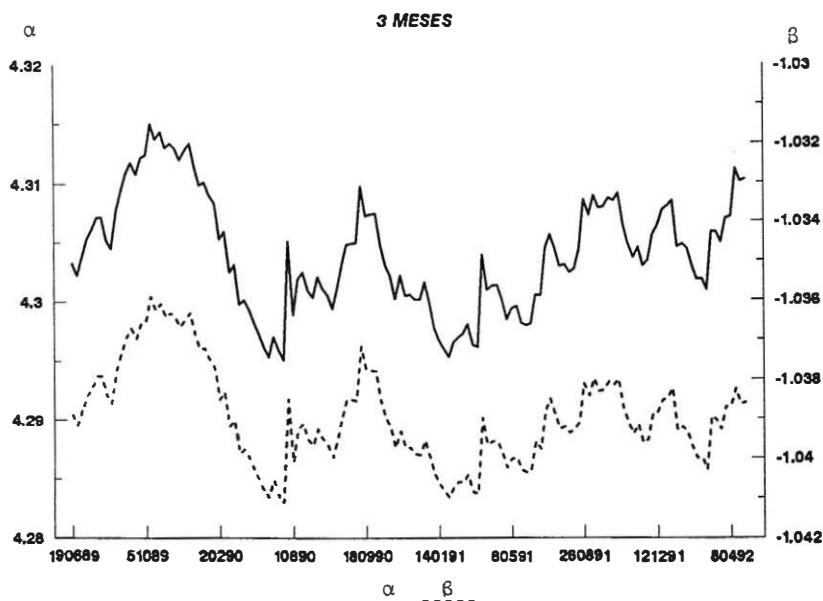


Gráfico 4b



PARÁMETROS ESTIMADOS DEL MODELO PARA EL TIPO DE CAMBIO

Gráfico 4c

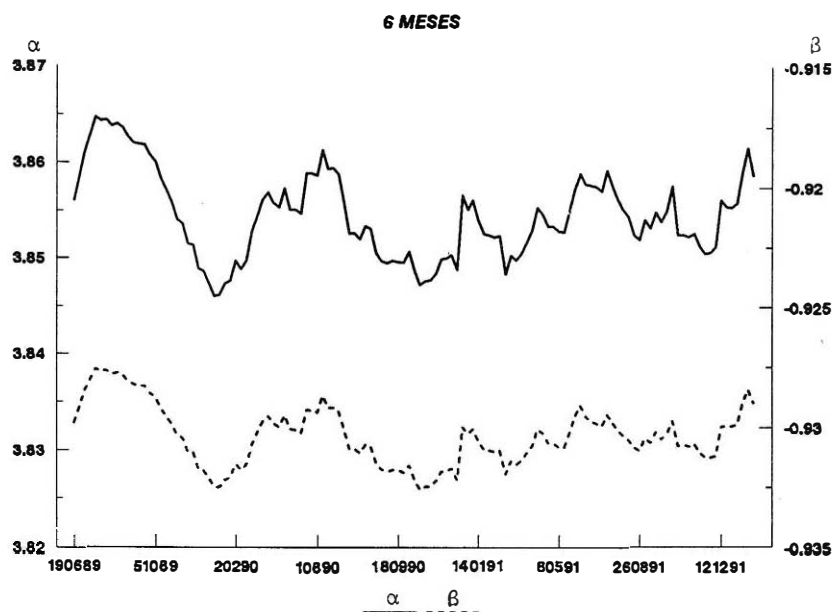
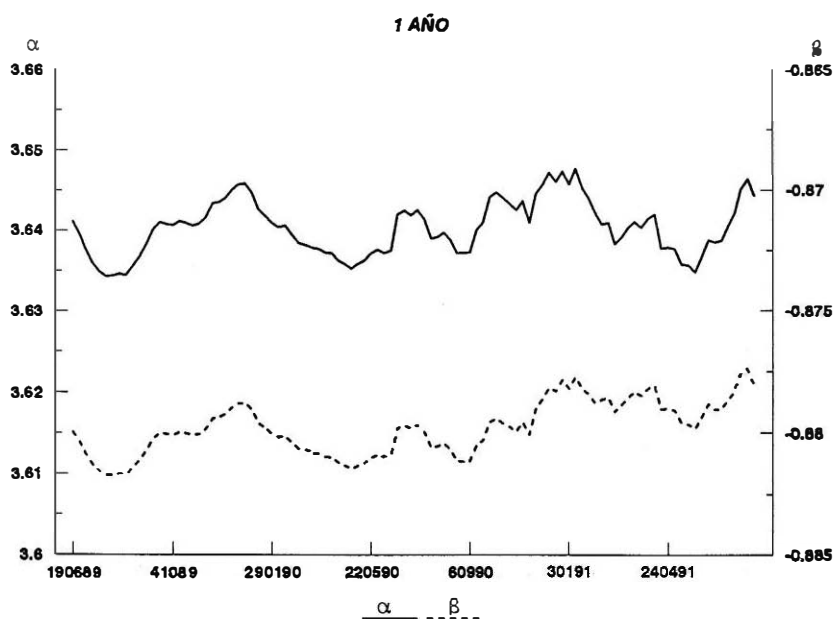


Gráfico 4d



DOCUMENTOS DE TRABAJO (1)

- 9101 **Javier Vallés:** Estimation of a growth model with adjustment costs in presence of unobservable shocks.
- 9102 **Javier Vallés:** Aggregate investment in a growth model with adjustment costs.
- 9103 **Juan J. Dolado:** Asymptotic distribution theory for econometric estimation with integrated processes: a guide.
- 9104 **José Luis Escrivá y José Luis Malo de Molina:** La instrumentación de la política monetaria española en el marco de la integración europea. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9105 **Isabel Argimón y Jesús Briones:** Un modelo de simulación de la carga de la deuda del Estado.
- 9106 **Juan Ayuso:** Los efectos de la entrada de la peseta en el SME sobre la volatilidad de las variables financieras españolas. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9107 **Juan J. Dolado y José Luis Escrivá:** La demanda de dinero en España: definiciones amplias de liquidez. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9108 **Fernando C. Ballabriga:** Instrumentación de la metodología VAR.
- 9109 **Soledad Núñez:** Los mercados derivados de la deuda pública en España: marco institucional y funcionamiento.
- 9110 **Isabel Argimón y José M.ª Roldán:** Ahorro, inversión y movilidad internacional del capital en los países de la CE. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9111 **José Luis Escrivá y Román Santos:** Un estudio del cambio de régimen en la variable instrumental del control monetario en España. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9112 **Carlos Chuliá:** El crédito interempresarial. Una manifestación de la desintermediación financiera.
- 9113 **Ignacio Hernando y Javier Vallés:** Inversión y restricciones financieras: evidencia en las empresas manufactureras españolas.
- 9114 **Miguel Sebastián:** Un análisis estructural de las exportaciones e importaciones españolas: evaluación del período 1989-91 y perspectivas a medio plazo.
- 9115 **Pedro Martínez Méndez:** Intereses y resultados en pesetas constantes.
- 9116 **Ana R. de Lamo y Juan J. Dolado:** Un modelo del mercado de trabajo y la restricción de oferta en la economía española.
- 9117 **Juan Luis Vega:** Tests de raíces unitarias: aplicación a series de la economía española y al análisis de la velocidad de circulación del dinero (1964-1990).
- 9118 **Javier Jareño y Juan Carlos Delrieu:** La circulación fiduciaria en España: distorsiones en su evolución.
- 9119 **Juan Ayuso Huertas:** Intervenciones esterilizadas en el mercado de la peseta: 1978-1991.
- 9120 **Juan Ayuso, Juan J. Dolado y Simón Sosvilla-Rivero:** Eficiencia en el mercado a plazo de la peseta.
- 9121 **José M. González-Páramo, José M. Roldán y Miguel Sebastián:** Issues on Fiscal Policy in Spain.
- 9201 **Pedro Martínez Méndez:** Tipos de interés, impuestos e inflación.
- 9202 **Víctor García-Vaquero:** Los fondos de inversión en España.
- 9203 **César Alonso y Samuel Bentolila:** La relación entre la inversión y la «Q de Tobin» en las empresas industriales españolas. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9204 **Cristina Mazón:** Márgenes de beneficio, eficiencia y poder de mercado en las empresas españolas.
- 9205 **Cristina Mazón:** El margen precio-coste marginal en la encuesta industrial: 1978-1988.
- 9206 **Fernando Restoy:** Intertemporal substitution, risk aversion and short term interest rates.
- 9207 **Fernando Restoy:** Optimal portfolio policies under time-dependent returns.
- 9208 **Fernando Restoy and Georg Michael Rockinger:** Investment incentives in endogenously growing economies.
- 9209 **José M. González-Páramo, José M. Roldán y Miguel Sebastián:** Cuestiones sobre política fiscal en España.
- 9210 **Ángel Serrat Tubert:** Riesgo, especulación y cobertura en un mercado de futuros dinámico.

- 9211 **Soledad Núñez Ramos:** Frases, futuros y opciones sobre el MIBOR.
- 9212 **Federico J. Sáez:** El funcionamiento del mercado de deuda pública anotada en España.
- 9213 **Javier Santillán:** La idoneidad y asignación del ahorro mundial.
- 9214 **María de los Llanos Matea:** Contrastes de raíces unitarias para series mensuales. Una aplicación al IPC.
- 9215 **Isabel Argimón, José Manuel González-Páramo y José María Roldán:** Ahorro, riqueza y tipos de interés en España.
- 9216 **Javier Azcárate Aguilar-Amat:** La supervisión de los conglomerados financieros.
- 9217 **Olympia Bover:** Un modelo empírico de la evolución de los precios de la vivienda en España (1976-1991). (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9218 **Jeroen J. M. Kremers, Neil R. Ericsson and Juan J. Dolado:** The power of cointegration tests.
- 9219 **Luis Julián Álvarez, Juan Carlos Delrieu y Javier Jareño:** Tratamiento de predicciones conflictivas: empleo eficiente de información extramuestral. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9220 **Fernando C. Ballabriga y Miguel Sebastián:** Déficit público y tipos de interés en la economía española: ¿existe evidencia de causalidad?
- 9221 **Fernando Restoy:** Tipos de interés y disciplina fiscal en uniones monetarias. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9222 **Manuel Arellano:** Introducción al análisis econométrico con datos de panel.
- 9223 **Ángel Serrat:** Diferenciales de tipos de interés onshore/offshore y operaciones swap.
- 9224 **Ángel Serrat:** Credibilidad y arbitraje de la peseta en el SME.
- 9225 **Juan Ayuso y Fernando Restoy:** Eficiencia y primas de riesgo en los mercados de cambio. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9226 **Luis J. Álvarez, Juan C. Delrieu y Antoni Espasa:** Aproximación lineal por tramos a comportamientos no lineales: estimación de señales de nivel y crecimiento.
- 9227 **Ignacio Hernando y Javier Vallés:** Productividad, estructura de mercado y situación financiera.
- 9228 **Ángel Estrada García:** Una función de consumo de bienes duraderos.
- 9229 **Juan J. Dolado and Samuel Bentolila:** Who are the insiders? Wage setting in spanish manufacturing firms.
- 9301 **Emiliano González Mota:** Políticas de estabilización y límites a la autonomía fiscal en un área monetaria y económica común.
- 9302 **Anindya Banerjee, Juan J. Dolado and Ricardo Mestre:** On some simple tests for cointegration: the cost of simplicity.
- 9303 **Juan Ayuso y Juan Luis Vega:** Agregados monetarios ponderados: el caso español. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9304 **Ángel Luis Gómez Jiménez:** Indicadores de la política fiscal: una aplicación al caso español.
- 9305 **Ángel Estrada y Miguel Sebastián:** Una serie de gasto en bienes de consumo duradero.
- 9306 **Jesús Briones, Ángel Estrada e Ignacio Hernando:** Evaluación de los efectos de reformas en la imposición indirecta
- 9307 **Juan Ayuso, María Pérez Jurado y Fernando Restoy:** Indicadores de credibilidad de un régimen cambiario: el caso de la peseta en el SME.

(1) Los Documentos de Trabajo anteriores a 1991 figuran en el catálogo de publicaciones del Banco de España.

<p>Información: Banco de España Sección de Publicaciones. Negociado de Distribución y Gestión Teléfono: 338 51 80 Alcalá, 50. 28014 Madrid</p>
--